

勞 動 經 濟 論 集
 第25卷(3), 2002. 12, pp.35~57
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

1997년 경제위기를 전후한 인력 및 임금구조의 변화*

박 기 성** · 김 용 민***

본고는 1997년 경제위기를 전후한 고용조정 효과에 인력구조와 임금구조 측면에서 살펴보았다. 아울러 기업 내부에서의 인적자본의 외부효과에 대한 이론적 모형을 제시하고 그것을 추정하였다. 인력구조의 변화와 임금구조의 변화를 연계하면 1997년 경제위기를 전후해서 상대적으로 노동공급의 변화보다 노동수요의 감소가 더 컸다고 할 수 있다. 교육 인적자본, 근속에 따라 축적되는 인적자본, 기혼자가 가지고 있는 인적자본, 사무직이 가지고 있는 인적자본에 대해서는 정의 외부효과로 추정되는 결과를 얻었고, 연령이 높은 근로자와 관리자의 인적자본에 대해서는 부의 외부효과로 추정되는 결과를 얻었다. 경제위기를 전후해서 각 근로자 집단의 외부효과 증감에 따라 그 근로자 집단에 대한 고용조정 효율성 제고 여부를 판단하면, 연령별, 근속년수별 고용조정과 관리자에 대한 고용조정은 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되었다고 할 수 있지만, 기혼 근로자와 사무직에 대한 고용조정은 그렇다고 할 수 없다.

— 주제어: 인력구조, 임금구조, 인적자본, 외부효과

투고일: 2002년 10월 15일, 심사일: 10월 21일, 심사완료일: 11월 22일.

* 필자들은 익명의 두 심사자의 논평에 깊이 감사한다. 남아 있는 오류는 전적으로 필자들의 책임이다. 이 논문은 2000년도 한국학술진흥재단의 지원(KRF-2000-041-C00213)에 의하여 연구되었다.

** 성신여대 경제학과

***국민대 경영학부

I. 서론

1997년 경제위기 이후 우리나라의 많은 기업들은 고용조정을 통해 경영위기를 극복하고자 했다. 「경제활동인구조사」에 의하면 취업자는 1997년 3/4분기의 21,336천 명에서 1998년 3/4분기의 19,971천 명으로 1년 사이에 1,365천 명(6.4%) 줄었고 실업자는 이 기간 동안 470천 명에서 1,600천 명으로 1,130천 명(240.4%) 증가했다. 「매월노동통계조사」에 의하면 실질임금도 이 기간 동안 14.2%가 줄었다. 취업자 중에서 자영업주와 무급가족종사자를 제외한 임금근로자는 1997년 4/4분기의 13,273천명에서 1998년 4/4분기의 12,172천 명으로 1,101천 명(8.3%) 감소했다. 이 기간 동안 상용근로자는 6,942천 명에서 6,207천 명으로 735천 명(10.6%)이나 감소했으나 임시·일용근로자는 6,391천 명에서 5,966천 명으로 425천 명(6.6%) 감소하는 데 그쳤다. 이에 따라 임금근로자 중에서 상용근로자가 차지하는 비율이 52.3%에서 46.8%로 감소했다. 주 36시간 미만 일하는 취업자가 총취업자 중에서 차지하는 비율도 같은 기간 6.6%에서 10.3%로 증가했다.

이러한 고용조정은 기업들의 인력구조 및 임금구조를 변화시켰다. 본고는 1997년 경제위기를 전후하여 우리나라의 인력 및 임금구조가 어떻게 변화되었는가를 살펴보면서 인적자본의 외부효과(externalities)에 대한 분석을 시도한다. 인적자본의 외부효과에 대해서는 Becker(1975) 등도 언급했지만 최근에 Lucas(1988, 1993) 등이 주장하는 자생적 경제성장이론(endogenous growth theory)에서 매우 강조되고 있다. 그러나 이에 대한 미시적 증거는 그리 많지 않으며, 예외적으로 Rauch(1993)가 SMSA(Standard Metropolitan Statistical Areas) 자료를 사용하여 교육 및 경력의 도시별 외부효과를, 국내 연구로는 장수명·이변송(2001)이 한국노동패널 자료를 사용하여 교육 인적자본의 지역내·산업내 외부효과를 보고하고 있다. 본고는 기업 내부에서의 인적자본의 외부효과에 대한 이론적 모형을 제시하고 그에 대한 증거를 「임금구조기본통계조사」 자료를 사용하여 임금함수를 추정하면서 찾아본다. 아울러 1997년 경제위기를 전후한 인적자본의 외부효과의 변화를 알아보고, 이에 근거하여 각 근로자 집단에 대한 고용조정이 기업의 효율성을 제고했는지에 대해 판단을 시도한다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서는 기업 내부에서의 인적자본의 외부효과

에 대한 이론적 모형을 제시한다. 제III장에서는 「경제활동인구조사」에서 나타난 취업구조가 1997년 경제위기를 전후하여 어떻게 변화했는지를 살펴본다. 「경제활동인구조사」는 가구조사로서 기업의 인력구조 변화를 알아보는 데 한계가 있고 교육 정도별 자료의 시계열 연결에 문제가 있는 것으로 판단되어, 제IV장에서는 「임금구조기본통계조사」에 나타난 인력구조의 변화를 살펴보고, 실증분석을 위한 자료의 구성을 설명한다. 제V장에서는 1997년 경제위기 전후의 임금함수를 추정하여 비교한다. 이 임금함수에 인적자본의 외부효과를 나타내는 변수를 포함하여 분석한다. 제VI장에서는 요약과 더불어 결론을 맺는다.

II. 인적자본의 외부효과

1. 인적자본의 비금전적 외부효과(nonpecuniary externalities)

i 번째 근로자의 인적자본이 h_i 이면 그의 임금(한계생산) w_i 는

$$w_i = AH^\delta h_i^\nu \quad (1)$$

이다. 여기서 H 는 이 근로자가 고용된 기업의 근로자들의 평균 인적자본이다. 근로자들 사이에 새로운 생각(ideas), 지식, 기술 등의 교환(exchange)과 모방(imitation) 등의 상호작용(interaction)이라는 외부효과가 일어나며 이 상호작용은 기업의 평균 인적자본이 높을수록 커진다.¹⁾ 즉 동료 근로자들의 인적자본이 높을수록 본인의 한계생산이 증가한다. 식 (1)에 \log 를 취하면

$$\ln w_i = \ln A + \delta \ln H + \nu \ln h_i \quad (2)$$

이다. 인적자본의 외부효과가 기업 내에서 일어난다면 각 기업의 H 를 측정하여 식 (2)를 추정할 수 있다. 인적자본의 외부효과는 부(負)일 수도 있다. 예를 들어 관리 시스템의 효율성이 떨어지는 기업의 경우 관리자 사원의 비율이 높아지면 기업 전체의 인적자원

1) 근로자간 상호작용을 통한 인적자본의 외부효과에 대한 실제적인 사례들은 朴基性(1992)을 참조하기 바란다.

운영의 효율성이 더욱 낮아져 기업 전체의 인적자원의 생산성에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 이 효과가 관리자의 높은 인적자본이 가지는 정의 외부효과를 능가하면 관리자의 인적자본의 외부효과는 부가 된다.

경제위기를 겪으면서 기업이 단행한 각종의 근로자에 대한 고용조정이 기업의 효율성을 제고하였다면 그 종류에 해당하는 근로자의 인적자본의 외부효과가 경제위기 전보다 후에 커져야 할 것이다. 따라서 경제위기 전후에 이 외부효과의 변화를 살펴봄으로써 고용조정에 대한 평가를 할 수 있을 것이다.

2. 인적자본의 금전적 외부효과(pecuniary externalities)

앞에서 논의한 외부효과는 생각의 교환(exchange of ideas), 모방(imitation), 생산현장에서의 학습(on-the-job learning) 등과 같은 직접적인 외부효과이다. 이외에도 인적자본의 외부효과에는 다음과 같은 간접적인 것이 있다. 기업이 실물자본에 대한 투자를 결정하려면 그 기업의 근로자가 앞으로 어느 정도의 인적자본을 가질 것인가에 대한 정보를 고려하게 된다. 미래에 그 기업의 근로자가 높은 인적자본을 가질 것으로 예상되면 그에 따라 실물자본에도 많이 투자할 것이다. 이에 따라 근로자들의 임금(한계생산)이 높아질 것이다. 즉, 어느 기업의 평균 인적자본이 높으면 그 기업의 실물자본에 대한 투자가 증대되어 그 기업 근로자의 임금이 증가하게 된다.

구체적으로 2기 동안 지속되는 다음의 경제를 고려하자.²⁾ 1기에 기업은 실물자본에 대한 투자를 하고 근로자는 인적자본에 대한 투자를 한다. 생산은 2기에만 이루어진다. 기업에는 연속적인 근로자들이 있으며 1로 정규화되어 있다(a continuum of workers normalized to 1). 1기에 기업은 k 를 Rk 의 비용을 들여 투자하면 되돌릴 수 없다(irreversible). 노동시장은 경쟁시장이 아니며 2기에 기업과 그 기업의 근로자가 같이 생산을 할 것인지 여부를 결정한다. 기업 f 가 인적자본 h_i 를 가진 근로자와 생산을 하면 부가가치 생산량은

$$k^{\alpha} h_i^{\beta}$$

이다. 기업과 근로자가 생산을 안하고 헤어져 각각 새로운 파트너를 구한다면 추가적인

2) 이 모형은 Acemoglu and Angrist(2000)를 기초로 하여 기업에 대해 발전시킨 것이다.

비용이 발생하기 때문에 고용관계에는 준지대(quasi-rents)가 있게 되며 임금은 이 준지대를 나누어 가지는 가운데 결정된다(rent-sharing). 노사간의 협상의 결과 근로자는 부가가치 생산량의 β 를 취하고 기업은 $(1-\beta)$ 를 취한다고 하자. 위험 중립적인(risk neutral) 기업 f 는 다음의 기대이윤을 k_f 에 대해 극대화한다.

$$E[(1-\beta)k_f^a h_i^\nu - Rk_f] = (1-\beta)k_f^a E[h_i^\nu] - Rk_f.$$

여기서 a 와 ν 는 0과 1 사이에 있다. 1기에 기업이 실물자본에 대한 투자를 결정할 때 다음 기에 근로자가 어느 정도의 인적자본을 가지느냐에 대한 정보가 필요하나 정확히 모르기 때문에 기대치를 사용한다. 모든 동일한 기업(all identical firms)에게 이 극대화 문제는 동일하기 때문에 다음의 동일한 투자량(k)을 택한다.

$$k = \left(\frac{(1-\beta)aH}{R} \right)^{1/(1-a)} \quad (3)$$

여기서 $H \equiv E[h_i^\nu]$ 는 기업 근로자의 일종의 평균 인적자본이다.³⁾ 1기에 이렇게 투자를 한 기업은 2기에 인적자본 h_i 를 가진 근로자와 생산을 하면 $k^a h_i^\nu$ 만큼의 부가가치를 생산하고 그 부가가치 생산량의 β 를 임금으로 그 근로자에게 준다. 식 (3)을 대입하면 이 임금은

$$w_i = \beta \left(\frac{(1-\beta)aH}{R} \right)^{a/(1-a)} h_i^\nu$$

이고 양변에 \log 를 취하면

$$\ln w_i = c + \frac{a}{1-a} \ln H + \nu \ln h_i \quad (4)$$

이다. 여기서 c 는 상수이다.

식 (4)는 $\ln H$ 의 계수가 음(陰)의 값을 가질 수 없는 점을 제외하고 식 (2)와 유사하기 때문에 경험적으로 두 종류의 외부효과를 구별할 수 없다. 두 경우 모두 정(正)의 외

3) $\ln h_i$ 의 분포가 $N(\mu, \sigma^2)$ 이라면 $\ln[E(h_i^\nu)] = \nu\mu + \frac{\nu^2\sigma^2}{2}$ 이다. 이것을 지적한 심사자에게 감사한다.

부효과가 있다면 평균 인적자본(H)이 증가함에 따라 근로자 개인의 인적자본(hi)이 일정 하더라도 각 근로자의 임금이 증가한다.

임금구조의 변화를 알아보기 위해 임금함수를 추정할 때 기업의 평균 인적자본을 나타내는 변수들을 포함하여 그 계수들로부터 인적자본의 외부효과를 추정하고 경제위기를 전후해 비교함으로써 그 크기의 변화를 알 수 있다. 임금구조의 변화를 알아보기 전에 인력구조의 변화를 알아본다.

Ⅲ. 경제활동인구조사에 나타난 인력구조의 변화

1997년 21,106천 명이던 취업자는 경제위기 직후인 1998년 19,994천 명으로 1,112천 명(5.3%) 감소했다. 산업별로는 제조업과 건설업의 취업자가 각각 13.0%(584천 명)와 21.3%(426천 명) 감소하여 두드러졌다(표 1 참조). 건설업을 포함한 3차산업의 취업자는 618천 명 감소했으나 4.3% 감소하는 데 그쳤다. 농림어업의 경우는 같은 기간 오히려 취업자가 95천 명 증가했다. 이에 따라 산업별 취업자 비율은 농림어업과 3차산업은 각각 11.3%에서 12.4%와 67.3%에서 68.0%로 증가했다. 반면에 제조업과 건설업의 경우는 각각 21.2%에서 19.5%와 9.5%에서 7.9%로 감소했다. 제조업, 건설업 등에서 직장을 잃은 근로자들의 상당수가 낙향하여 농림어업에 종사함으로써 감소 추세의 농림어업 취업자수를 증가시켰다. 금융 및 보험업의 취업자수가 1997년에 비해 1998년 1천 명 증가한 후 1999년 39천 명 감소했다. 이로부터 금융 및 보험업의 고용조정이 1999년 이후 본격화되었음을 알 수 있다.

<표 2>는 직업별 취업자를 보여준다. 1997년에 비해 1998년 대부분의 직업에서 취업자가 감소했으나 전문가와 농업 및 어업 숙련근로자는 각각 110천 명(11.1%)과 91천 명(4.0%) 증가했다. 이 기간 동안 취업자가 가장 많이 감소한 직업은 기능원 및 관련기능근로자로 620천 명(19.6%) 감소했으며 그 다음은 단순노무직근로자, 사무직원, 서비스근로자 및 상점과 시장판매근로자의 순으로 각각 254천 명(10.8%), 154천 명(6.0%), 132천 명(2.7%) 감소했다. 이에 따라 직업별 취업자 비율은 전문가와 농업 및 어업 숙련근로자가 각각 4.7%에서 5.5%와 10.8%에서 11.8%로 증가했다. 기능원 및 관련기능근로자, 단순노무직근로자, 사무직원의 경우는 각각 15.0%에서 12.7%로, 11.2%에서 10.5%로,

12.2%에서 12.1%로 감소했다. <표 1>과 <표 2>를 결합하면 제조업과 건설업 등 3차산업에서 실직한 주된 근로자들은 기능직, 단순노무직, 사무직, 영업직 근로자들이었으며 전문가는 오히려 이 기간 동안 증가한 것을 알 수 있다. <표 2>의 농어업근로자 증가는 <표 1>의 농림어업 취업자 증가와 밀접한 관련이 있다.

<표 1> 산업별 취업자수

(단위: 천명, %)

	1996	1997	1998	1999	2000
농림어업	2,429(11.7)	2,385(11.3)	2,480(12.4)	2,349(11.6)	2,288(10.9)
광업	23(0.1)	26(0.1)	21(0.1)	20(0.1)	18(0.1)
제조업	4,692(22.5)	4,482(21.2)	3,898(19.5)	4,006(19.8)	4,244(20.2)
3차산업	13,673(65.7)	14,213(67.3)	13,595(68.0)	13,906(68.6)	14,511(68.9)
건설업	1,971(9.5)	2,004(9.5)	1,578(7.9)	1,476(7.3)	1,583(7.5)
금융 및 보험업	743(3.6)	761(3.6)	762(3.8)	723(3.6)	729(3.5)
전산업	20,817(100.0)	21,106(100.0)	19,994(100.0)	20,281(100.0)	21,061(100.0)

자료: 통계청. 경제활동인구조사. 각년도.

<표 2> 직업별 취업자

(단위: 천명, %)

	1996	1997	1998	1999	2000
입법공무원, 고위임직원 및 관리자	547(2.6)	526(2.5)	511(2.6)	480(2.4)	490(2.3)
전문가	1,012(4.9)	993(4.7)	1,103(5.5)	1,061(5.2)	1,100(5.2)
기술공 및 준전문가	1,970(9.5)	2,168(10.3)	2,121(10.6)	2,322(11.4)	2,342(11.1)
사무직원	2,568(12.3)	2,572(12.2)	2,418(12.1)	2,219(10.9)	2,359(11.2)
서비스근로자 및 상점과 시장판매근로자	4,688(22.5)	4,868(23.1)	4,736(23.7)	4,819(23.8)	5,037(23.9)
농업 및 어업 숙련근로자	2,319(11.1)	2,273(10.8)	2,364(11.8)	2,217(10.9)	2,154(10.2)
기능원 및 관련기능근로자	3,230(15.5)	3,160(15.0)	2,540(12.7)	2,600(12.8)	2,709(12.9)
장치, 기계조작원 및 조립원	2,179(10.5)	2,184(10.3)	2,093(10.5)	2,116(10.4)	2,241(10.6)
단순노무직근로자	2,305(11.1)	2,362(11.2)	2,108(10.5)	2,446(12.1)	2,628(12.5)
전직업	20,817(100.0)	21,106(100.0)	19,994(100.0)	20,281(100.0)	21,061(100.0)

자료: 통계청. 경제활동인구조사. 각년도.

<표 3>은 종사상지위별 취업자를 보여준다. 1997년에 비해 1998년 임금근로자(被傭者)는 1,035천 명(7.8%) 감소했으나 비임금근로자는 76천 명(1.0%) 감소하는 데 그쳤다. 비임금근로자에 포함되는 무급가족종사자는 오히려 129천 명(6.8%) 증가했다. 이에 따라

임금근로자의 비율은 62.7%에서 61.0%로 감소했으나 비임금근로자의 비율은 37.3%에서 39.0%로 증가했고 특히 무급가족종사자의 비율은 9.0%에서 10.1%로 증가했다. 이것은 실직한 근로자나 직장을 구하지 못한 상당수의 근로자들이 무급가족종사자가 되었기 때문이다. 일용근로자는 1997년에 비해 1998년 157천 명(8.3%) 감소했다가 1999년 554천 명(31.9%)이나 증가했는데 이것은 공공근로사업 등과 같은 실업대책에 기인한다. 임금근로자 중에서 임시 및 일용근로자가 차지하는 비율은 1997년 45.9%에서 1998년 47.0%로 증가했으나 1997년 경제위기 이전인 1996년부터 증가하기 시작하여 2000년까지 지속적으로 증가하고 있어 이 비율의 증가가 경제위기에 의해 촉발되었다고 할 수 없다(최경수, 2001).⁴⁾

〈표 3〉 종사상지위별 취업자

(단위: 천명, %)

	1996	1997	1998	1999	2000
비임금근로자	7,752(37.2)	7,880(37.3)	7,804(39.0)	7,759(38.3)	7,919(37.6)
자영업주	5,811(27.9)	5,981(28.3)	5,776(28.9)	5,841(28.8)	5,999(28.5)
무급가족 종사자	1,941(9.3)	1,899(9.0)	2,028(10.1)	1,918(9.5)	1,920(9.1)
임금근로자	13,065(62.8)	13,226(62.7)	12,191(61.0)	12,522(61.7)	13,142(62.4)
상용근로자	7,401(35.6)	7,151(33.9)	6,457(32.3)	6,050(29.8)	6,252(29.7)
임시근로자	3,860(18.5)	4,182(19.8)	3,998(20.0)	4,183(20.6)	4,511(21.4)
일용근로자	1,804(8.7)	1,892(9.0)	1,735(8.7)	2,289(11.3)	2,378(11.3)
전취업자	20,817(100.0)	21,106(100.0)	19,994(100.0)	20,281(100.0)	21,061(100.0)
(임시+일용)/ 임금근로자	43.4%	45.9%	47.0%	51.7%	52.4%

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도.

〈표 4〉는 교육 정도별 취업자를 보여준다. 1997년에 비해 1998년 초졸 이하, 중졸, 고졸, 전문대졸 취업자가 각각 526천 명(12.3%), 601천 명(17.0%), 425천 명(4.7%), 168천 명(12.3%) 감소했으나 대졸 취업자는 608천 명(21.0%) 증가했다. 이에 따라 교육 정도별 취업자 비율은 초졸 이하, 중졸, 전문대졸은 각각 20.3%에서 18.8%로, 16.7%에서 14.7%로, 6.5%에서 6.0%로 감소했으나 고졸과 대졸은 각각 42.8%에서 43.0%와 13.7%에서 17.5%로 증가했다. 경제위기를 겪으면서 고학력자들에 비해 저학력자들이 상대적으로 많이 퇴출되었거나 취업하기 어렵게 되었음을 알 수 있다. 이것은 상대적으로 많은 인적

4) 1995년 이 비율은 41.9%이었다.

자본을 가진 자들이 경제위기에 잘 견디어내었음을 의미한다.

「경제활동인구조사」는 5년마다 표본가구를 새롭게 추출하는데 1997년과 1998년 사이에 바로 이 표본가구의 변경이 있었다. 경제위기 직후임에도 불구하고 이 기간 동안 대졸 취업자가 급증한 것으로 나오는 것이 표본가구의 변경에 기인한 것일지도 모르나 이것을 알아볼 수 있는 어떠한 자료도 존재하지 않는다.

〈표 4〉 교육 정도별 취업자

(단위: 천명, %)

	1996	1997	1998	1999	2000
초졸 이하	4,275(20.5)	4,292(20.3)	3,766(18.8)	3,750(18.5)	3,796(18.0)
중졸	3,378(16.2)	3,533(16.7)	2,932(14.7)	2,994(14.8)	3,108(14.8)
고졸	9,027(43.4)	9,023(42.8)	8,598(43.0)	8,724(43.0)	9,099(43.2)
전문대졸	1,160(5.6)	1,366(6.5)	1,198(6.0)	1,354(6.7)	1,497(7.1)
대졸	2,978(14.3)	2,892(13.7)	3,500(17.5)	3,459(17.1)	3,561(16.9)
전취업자	20,817(100.0)	21,106(100.0)	19,994(100.0)	20,281(100.0)	21,061(100.0)

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도.

〈표 5〉는 연령계층별 비농가 취업자를 보여준다. 1997년에 비해 1998년 모든 연령계층에서 취업자가 감소했으나 감소폭은 연령계층간에 큰 차이를 보인다. 15~19세, 20~29세, 50~59세, 60세 이상이 각각 52천 명(14.5%), 651천 명(14.5%), 224천 명(8.9%), 127천 명(12.1%) 감소한 반면에, 30~39세와 40~49세는 각각 49천 명(0.9%)와 28천 명(0.6%) 감소하는 데 그쳤다. 이에 따라 연령계층별 취업자 비율은 15~19세, 20~29세, 50~59세, 60세 이상은 각각 1.9%에서 1.8%로, 24.4%에서 22.2%로, 13.6%에서 13.2%로, 5.8%에서 5.3%로 감소했으나, 30~39세와 40~49세는 각각 30.7%에서 32.4%와 23.7%에

〈표 5〉 연령계층별 취업자(비농가)

(단위: 천명, %)

	1996	1997	1998	1999	2000
15-19세	370(2.0)	358(1.9)	306(1.8)	330(1.9)	370(2.0)
20-29세	4,530(25.0)	4,503(24.4)	3,852(22.2)	3,762(21.2)	3,902(21.0)
30-39세	5,768(31.8)	5,675(30.7)	5,626(32.4)	5,590(31.5)	5,545(29.8)
40-49세	4,173(23.0)	4,385(23.7)	4,357(25.1)	4,649(26.2)	5,097(27.4)
50-59세	2,356(13.0)	2,510(13.6)	2,286(13.2)	2,393(13.5)	2,544(13.7)
60세 이상	938(5.2)	1,048(5.7)	921(5.3)	1,037(5.8)	1,124(6.0)
비농가 취업자	18,133(100.0)	18,479(100.0)	17,348(100.0)	17,762(100.0)	18,583(100.0)

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도.

서 25.1%로 증가했다. 경제위기를 겪으면서 30~49세의 기간노동력(primary workers)에 비해 29세 이하의 청년층과 50세 이상의 노년층이 상대적으로 많이 퇴출되었거나 취업하기 어렵게 되었음을 알 수 있다. 이것은 상대적으로 경험, 노하우 등의 인적자본이 부족하거나(청년층) 시대에 뒤떨어지는 인적자본을 가진(노년층) 연령계층이 경제위기로 인해 상대적으로 크게 취업기회의 감소를 당했음을 의미한다.

IV. 임금구조기본통계조사 분석자료의 구성과 인력구조의 변화

앞에서 논의한 「경제활동인구조사」와 직접 비교될 수는 없지만 경제위기 전후의 인력구조의 변화를 보다 잘 알 수 있는 자료를 다음과 같이 구축하였다. 노동부에서 매년 6월을 기준으로 실시하는 「임금구조기본통계조사」의 1996년, 1997년, 1998년 자료를 확보하였다. 이 조사는 사업체 조사로 사업체의 규모에 따라 근로자의 추출률이 다르고 이에 따르면 표본 근로자가 9인 이하인 사업체가 있을 수 없으므로 이와 같은 사업체를 제외하였다. 1997년과 1998년의 「임금구조기본통계조사」의 표본 사업체는 1996년에 조사된 사업체 중에서 이전하거나 없어진 사업체 중 일부가 새로운 사업체로 대체되었는데, 이들은 분석에서 제외되었다. 또한 3개년 동안 1년이라도 자료 수집에서 누락된 업체는 제외하고 3개년간 계속 관찰된 사업체만을 추출하였으며,⁵⁾ 그 중 제조업 사업체만을 추출하여 최종적으로 분석에 사용된 사업체는 851개이다. 이 사업체들의 근로자 중에서 정상제 근로자, 남자, 15~54세 근로자를 추출하여 분석하였다.

<표 6>은 이렇게 추출된 근로자들의 주요 변수들의 빈도 또는 평균을 보여준다. 이 표에 의하면 대졸 이상 근로자는 1997년 28,035명에서 1998년 26,479명으로 5.6% 감소하였다. 이 기간 동안 전문대졸 근로자는 11,024명에서 11,617명으로 5.4% 증가하였고, 고졸, 중졸, 초졸 이하 근로자는 각각 7.6%, 9.0%, 12.6%씩 감소하였다. 경제위기를 겪으면서 전문대졸 이상의 고학력자들에 비해 고졸 이하의 저학력자들이 상대적으로 많이 퇴

5) 1년이라도 자료수집이 안 된 사업체를 제외한 이유는 도산이나 폐업으로 인한 임금자료의 왜곡이 우려되기 때문이다. 「임금구조기본통계조사」의 표본 사업체 추출은 매 3년마다 새롭게 실시되며 구조사와 신조사의 표본의 중복비율은 10% 미만이다.

출되었거나 고용되기 어렵게 되었음을 알 수 있다. 이 결과는 「경제활동인구조사」에 나타난 대졸 취업자의 급증(21% 증가) 현상과는 크게 대비된다. 현재로서는 이러한 차이가 왜 생겼는지 정확하게 알 수는 없으나, 「경제활동인구조사」의 경우 1997년 조사와 1998년 조사의 표본이 달라진 반면, 「임금구조기본통계조사」는 1997년 조사와 1998년 조사의 표본이 동일하기 때문에 인력구조의 변화를 논하기에는 동일한 표본을 대상으로 한 「임금구조기본통계조사」가 더 신뢰성 있는 자료라고 볼 수 있다.

<표 6>에서 「임금구조기본통계조사」에 나타난 연령구조의 변화를 살펴보면 1997년에서 1998년 동안 15~19세, 20~29세, 50~54세는 각각 30.8%, 16.0%, 7.4% 감소한 반면에 30~39세는 2.5% 감소하는 데 그쳤고 40~49세는 오히려 2.4% 증가하였다. 이러한 변화는 대체로 경제활동인구조사와 비슷한 추세를 보여준다. 이에 따라 평균 연령은 1997년 34.51세에서 1998년 35.02세로 길어졌다. 경제위기 동안 청년층(15~29세)의 신규 채용을 줄이거나 이들과 노년층(50~54세)을 퇴직시키는 것이 주된 고용조정이었음을 알 수 있다.

<표 6>를 이용하여 경제위기 전후의 인력구조의 변화를 더 살펴보자. 먼저 1996년과 1997년 사이보다 1997년과 1998년 사이에 대부분의 변수들이 더 크게 변화했음을 알 수 있다. 1996년에도 전반적인 경기침체로 고용조정이 진행되었으나 1997년 하반기 이후 고용조정이 본격화되었음을 알 수 있다. 1997년과 1998년 사이에 근로자는 6.1% 감소했고 시간당 임금(월 정액급여 ÷ 월 정상근로시간)은 2000년 불변가격으로 6,547원에서 6,299원으로 3.8% 감소했다. 노동공급 곡선의 이동은 고용과 임금을 반대 방향으로 움직이게 하고, 노동수요 곡선의 이동은 이 둘을 같은 방향으로 움직이게 한다. 1997년과 1998년 사이에 이 둘의 변화가 같은 방향이었으므로 이 기간 동안 상대적으로 노동공급의 변화보다 노동수요의 감소가 더 컸음을 알 수 있다.

지금 다니고 있는 직장에서 얼마 동안 근무해 왔는가를 알려주는 근속년수는 1997년 7.9년에서 1998년 8.5년으로 1년 사이 0.6년이나 길어졌다. 기업들이 신규 채용을 억제하였거나 상대적으로 근속이 짧은 근로자들이 근속인 긴 근로자들에 비해 더 많이 퇴직하였다는 추론이 가능하다.

기업체 규모별로 근로자수의 변동을 보면 규모가 작을수록 더 큰 고용 감소가 있었음을 알 수 있다. 1997년과 1998년 사이에 근로자 10~29명, 33~99명, 100~499명 기업체는 각각 18.9%, 7.0%, 4.6%의 고용이 감소되었으나 근로자 500명 이상 기업체는 23.7%의 고용 증가가 있었다. 물론 이 결과는 1997년 조사 이후에 대기업이 도산이나 폐업으

로 문을 닫게 되면 분석대상에서 제외되기 때문에 실제보다 과대추정되었을 가능성이 있다.

〈표 6〉 경제위기 전후의 주요 변수의 통계치

구 분	1996	1997	1998	3개년(1996~98)
연령(세)	34.10	34.51	35.02	34.53
15~19	1,785(1.5%)	1,296(1.1%)	897(0.8%)	3,978(1.2%)
20~29	36,829(31.5%)	34,029(29.7%)	28,578(26.5%)	99,436(29.3%)
30~39	49,896(42.7%)	50,087(43.7%)	48,828(45.3%)	148,811(43.8%)
40~49	22,478(19.2%)	23,299(20.3%)	23,849(22.1%)	69,626(20.5%)
50~54	5,975(5.1%)	5,994(5.1%)	5,548(5.2%)	17,517(5.2%)
근속년수	7.43	7.86	8.45	7.90
학력				
초졸 이하	3,028(2.6%)	2,675(2.4%)	2,337(2.1%)	8,040(2.4%)
중졸	13,074(11.2%)	11,787(10.3%)	10,723(10.0%)	35,584(10.5%)
고졸	63,303(54.1%)	61,184(53.3%)	56,544(52.5%)	181,031(53.3%)
전문대졸	10,497(9.0%)	11,024(9.6%)	11,617(10.8%)	33,138(9.8%)
대졸이상	27,061(23.1%)	28,035(24.4%)	26,479(24.6%)	81,575(24.0%)
교육년수	12.61	12.72	12.77	12.70
기혼자	82,770(72.5%)	83,169(72.5%)	79,849(74.1%)	245,788(72.4%)
기업체 규모				
10~29명	44,180(37.8%)	38,646(33.7%)	31,336(29.2%)	114,162(33.0%)
30~99명	17,974(15.4%)	16,701(14.6%)	15,533(14.4%)	50,208(14.8%)
100~499명	38,530(32.9%)	44,520(38.8%)	42,481(39.4%)	125,531(37.0%)
500명 이상	16,279(13.9%)	14,838(12.9%)	18,350(17.0%)	49,467(14.6%)
노조가 있는 사업체	79,804(68.2%)	80,222(69.9%)	75,448(70.1%)	235,474(69.4%)
사무직	48,088(41.1%)	49,570(43.2%)	46,656(43.3%)	144,314(42.5%)
관리자	13,460(11.5%)	14,134(12.3%)	13,984(13.0%)	41,578(12.3%)
직위				
임원	1,018(0.9%)	904(0.8%)	919(0.9%)	2,841(0.8%)
부장	2,327(2.0%)	2,301(2.0%)	2,231(2.1%)	6,859(2.0%)
과장	7,330(6.3%)	8,155(7.1%)	8,001(7.4%)	23,486(6.9%)
계장	2,785(2.4%)	2,774(2.4%)	2,833(2.6%)	8,392(2.4%)
기타	103,503(88.4%)	100,571(87.7%)	93,716(87.0%)	297,790(87.9%)
월정액급여총액(원)*	1,103,052	1,149,115	1,111,880	1,121,423
정상근로시간(시간)	178	177	178	178
시간당 급여(원)*	6,241	6,547	6,299	6,363
N	116,963	114,705	107,700	339,368

주: * 소비자물가지수를 이용하여 2000년 불변가격으로 조정했음.
 자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각년도.

같은 기간 기혼자는 4.0% 감소한 반면 미혼자는 11.7% 감소했다. 사무직은 5.9% 감소했으나 관리자는 1.1% 감소하는 데 그쳤다.⁶⁾ 기혼자보다는 미혼자, 관리자보다는 비관리자의 고용 감소로 고용조정이 이루어졌음을 알 수 있다. 직급별로는 이 기간 동안 비율적으로 큰 차이 없이 감소하여 직급별 구성비의 변화가 거의 없었다.

V. 임금구조의 변화

<표 7>은 <표 6>에 사용된 자료를 사용하여 임금함수를 추정한 것이다. 각 연도의 임금은 소비자물가지수를 이용하여 2000년 불변가격으로 조정하였다. 종속변수는 월 액급액을 월 정상근무시간으로 나누어 자연로그를 취한 것이다. 먼저 1996년과 1997년 사이보다 1997년과 1998년 사이에 대부분의 추정계수들이 더 크게 변화했음을 알 수 있다. 이것은 앞 장의 인력구조의 변화와 맥을 같이한다. 1997년에서 1998년 사이에 임금은 독립변수들의 변화에 기인한 부분을 제외하고 7.1% 감소했다. 이 기간 동안 기업체 규모간 임금격차는 확대되었다. 10~29명과 30~99명 기업체의 임금에 비해 500인 이상 기업체의 임금은 각각 5.6%와 8.9%에서 9.7%와 13.6%로 확대되었다. 임금삭감이 중소 규모 기업에서 대규모 기업에 비해 더 큰 폭으로 이루어졌음을 알 수 있다.

3개년 전체 평균 연령인 34.5세에서 평가한 연령-임금 단면의 기울기는 1997년 1.5%에서 1998년 1.6%로 약간 높아졌다. 반면에 평균 근속년수인 7.9년에서 평가한 근속-임금 단면의 기울기는 1997년 1.7%에서 1998년 1.6%로 약간 낮아졌다. 평균 교육년수 12.5년에서 평가한 교육년수-임금 단면의 기울기는 두 연도 모두 3.5%로 변화가 없었다.

인력구조의 변화와 임금구조의 변화를 연계하기 위해 다음을 생각할 수 있다. 어느 집단에 대해 상대적 고용(고용구성비율)과 상대적 임금(상대적 임금비율)이 반대 방향으로 움직이면 그 집단에 대해 상대적으로 노동공급의 변화보다 노동수요의 변화가 더 큰 것이고, 이 둘이 같은 방향으로 움직이면 그 집단에 대해 상대적으로 노동수요의 변화가 노동공급의 변화보다 큰 것이다(최강식·정진호, 2002). <표 6>과 <표 7>에 의하면

6) 사무직은 직종소분류번호 100 이상 499 미만으로 정의하고, 관리자는 임원, 부장, 과장, 계장으로 정의한다.

1997년과 1998년 사이에 기혼자 비율은 72.5%에서 74.1%로 증가했고 기혼자의 임금 프리미엄은 4.9%에서 3.3%로 낮아졌다. 이것은 상대적으로 기혼 근로자의 공급 증가가 수요 증가를 능가했음을 시사한다. 같은 기간 관리자 비율은 12.3%에서 13.0%로 증가했고 관리자 임금 프리미엄은 16.3%에서 17.8%로 높아졌다. 이것은 상대적으로 관리자의 수요 증가가 공급 증가보다 더 컸음을 시사한다. 사무직 비율은 1997년 43.2%와 1998년 43.3%로 별 변화가 없었으며, 사무직 임금 프리미엄은 같은 기간 10.5%에서 9.1%로 떨어졌다.

사업체의 평균 연령, 근속년수, 교육년수, 기혼자 비율, 사무직 비율, 관리자 비율 등은 각 인적자본의 외부효과를 추정하기 위해 포함되었다. 평균 연령의 추정계수는陰의 값을 가진다. 1998년 추정치에 의하면 평균 연령이 1년 높은 사업체는 임금이 1.7% 낮다. 연령이 높은 근로자들이 많은 기업에서는 조직의 비대화, 노후화 등이 야기되기 쉽고, 고연령 집단의 태만이 생길 수 있어 기업 전체의 인적자원 운영의 효율성이 낮아질 수 있다. 이 효과가 고연령자의 높은 인적자본이 가지는 正의 외부효과를 능가하거나 正의 외부효과가 없다면 연령과 관련된 인적자본의 외부효과는 부가 된다.

기존 연구에서는 장수명·이변송(2001)의 연구에서 도시의 평균 연령이 갖는 도시 근로자의 임금에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않고, 산업 평균 연령이 갖는 산업 근로자 임금에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않으나 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서는 연령과 관련된 인적자본의 외부효과가 유의성이 높은 負로 나타난다.

사업체의 평균 근속년수의 추정계수는陽의 값을 가진다. <표 7>의 1998년 추정치에 의하면 평균 근속년수가 1년 더 긴 사업체는 임금이 1.1% 더 높다. 근속년수와 관련된 인적자본의 外部效果는 긍정적(正)임을 알 수 있다. 사업체의 평균 교육년수의 추정계수도陽의 값을 가진다. <표 7>의 1998년 추정치에 의하면 평균 교육년수가 1년 더 높은 사업체는 임금이 4.5% 더 높다. 교육 인적자본의 外部效果도 긍정적임을 알 수 있다.

기존 연구의 결과를 보면, Rauch(1993)의 연구에서 도시의 평균 교육년수가 1년 증가함에 따라 그 도시 근로자의 임금이 2.8% 증가하였고,⁷⁾ 장수명·이변송(2001)의 연구에서 도시의 평균 교육년수가 1년 증가함에 따라 그 도시 근로자의 임금이 약 3% 증가하였다. 본 연구에서의 교육 인적자본의 外部效果는 Rauch(1993)나 장수명·이변송(2001)

7) 그러나 통계적 유의성은 그다지 높지 않아 $p < 0.1$ 수준이었다.

의 연구에서 보여진 도시의 평균 교육년수보다 더 강하고, 통계적 유의성은 더 높은 것으로 나타난다. 기존 연구에서보다 본 연구에서 교육 인적자본의 외부효과가 더 크고 유의성이 더 높게 나타난 이유는 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 근로자간 상호작용에 의한 인적자본의 外部效果는 근로자간 접촉(contact)의 頻度가 높거나 그 強度가 강할수록 증가할 것이다. 도시 안의 근로자간보다 기업 안의 근로자간의 접촉이 더 빈번하고 강하게 일어날 것이므로 본 연구와 같이 기업 안의 外部效果에 대한 추정치가 기존 연구의 도시 안의 外部效果에 대한 추정치보다 크게 나타날 수 있다. 그리고 본 연구에서 사용한 임금자료는 사업체 조사에 의한 것인 데 반해 기존 연구에서 사용한 임금자료는 가구 조사에 의한 것으로 그 정확도가 떨어지는 것도 또 하나의 중요한 이유가 될 수 있다.

평균 근속년수와 평균 교육년수 양의 추정계수를 각 인적자본의 외부효과로 판단하는 것에 대해 다음과 같은 이유에서 의문을 제기할 수 있다.⁸⁾ 근로자와 기업의 짝짓기 모형(matching model)을 고려하자. 일반적으로 짝짓기가 중요한 일자리들(jobs)이 있고, 짝짓기가 별로 중요하지 않은 일자리들이 있을 것이다. 전자의 일자리의 경우 좋은 짝짓기(good matching)는 높은 임금을 유발하고 근속년수도 길 것이다. 반면 후자의 일자리에서는 그러한 연계가 강하지 않을 것이다. 만일 전자의 일자리와 후자의 일자리의 구성비가 기업마다 다르다면, 기업의 평균 근속년수와 근로자 개인의 임금간에 正의 관계가 존재할 수 있을 것이다.

또한 특정 기업에서 고능력자(high skilled workers)를 고용하는 경우를 고려하자. 일반적으로 근로자의 능력은 교육 등에 의해 일부 파악되지만, 사용자에게 관측되나 자료에서는 파악되지 않는 부분(unobserved skill component)도 있을 것이다. 따라서 고능력자를 고용하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 근로자의 교육 수준도 높지만, 관찰되지 않는 능력 부분(unobserved skill component)도 높을 것이다. 후자의 차이는 근로자 개인의 교육변수에 의해 충분히 설명될 수 없기 때문에, 평균 교육년수의 추정계수에 반영될 수 있다.

外部效果에 대한 이러한 대체가설들은 생산함수의 차이로 인한 임금효과이다. 동일 산업에 속한 기업들간에 생산함수의 차이는 미미할 것이므로, 이 효과를 통제하기 위해 <표 7>에서는 산업더미들을 사용하였다.⁹⁾ 사업체의 기혼자 비율의 추정계수도 陽의 값

8) 적절한 의문 제기와 함께 대체가설들을 제시한 심사자에게 감사한다. 대체가설들은 심사자의 제안에 근거한다.

9) 80개의 제조업 소분류(3-digit)산업 중 표본 근로자가 300명 미만인 산업이 있어 중분류

을 가진다. <표 7>의 1998년 추정치에 의하면 기존 근로자의 비율이 10%포인트 높아짐에 따라 임금이 1.9% 높아진다. 기존 더미의 추정계수로부터 미혼 근로자에 비해 기존 근로자가 높은 인적자본을 가지는 것을 알 수 있고,¹⁰⁾ 기존 근로자가 正의 外部效果를 가짐을 알 수 있다.

사업체의 사무직 비율의 추정계수도 작지만 陽의 값을 가진다. <표 7>의 1998년 추정치에 의하면 사무직 근로자의 비율이 10%포인트 높아짐에 따라 임금이 0.5% 높아진다. 사무직 더미의 추정계수로부터 비사무직 근로자에 비해 사무직 근로자가 높은 인적자본을 가지는 것을 알 수 있고, 사무직 근로자가 正의 外部效果를 가짐을 알 수 있다.

사업체의 관리자 비율의 추정계수는 陰의 값을 가진다. <표 7>의 1998년 추정치에 의하면 관리자 근로자의 비율이 10%포인트 높아짐에 따라 임금이 2.3% 낮아진다. 관리자 더미의 추정계수로부터 비관리자 근로자에 비해 관리자 근로자가 높은 인적자본을 가지는 것을 알 수 있지만, 관리자 근로자는 負의 外部效果를 가짐을 알 수 있다. 관리자 근로자 비율이 갖는 負의 外部效果는 우리나라 기업들이 효율적이지 않은 관리 시스템을 가지는 것으로 해석할 수 있다. 관리 시스템의 효율성이 떨어지는 기업의 경우 관리자 근로자의 비율이 높아지면 기업 전체의 인적자원 운영의 효율성이 더욱 낮아져 기업 전체의 인적자원의 생산성에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 이 효과가 관리자의 높은 인적자본이 가지는 正의 外部效果를 능가하면 관리자의 인적자본의 外部效果는 負가 되는 것이다.

경제위기를 겪으면서 기업이 단행한 각 근로자 집단에 대한 고용조정이 기업의 효율성을 제고하였다면 그 근로자 집단의 인적자본의 外部效果가 경제위기 전보다 후에 커져야 할 것이다. <표 7>에 의하면 평균 연령의 추정계수는 陰이지만 1997년 -0.0205에서 1998년 -0.0139로 증가했다. 이러한 결과를 놓고 볼 때, 연령별 고용조정은 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되었다고 할 수 있다. 평균 근속년수의 추정계수도 경제위기 전보다 후에 커졌다. <표 7>에 의하면 이 추정계수는 1996년 0.0071, 1997년 0.0093, 1998년 0.0170이다. 근속년수별 고용조정도 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되었다고 할 수 있다. 관리자 비율의 추정계수는 陰이지만 1997년 -0.2862에서 1998년 -0.2267으로 증가했다. 관리자에 대한 고용조정도 기업의 효율성을 제고하는 방향으

(2-digit)산업 더미들을 사용하였다. 23개의 제조업 중분류산업 중에서 표본 근로자가 가장 적은 산업은 재생재료가공처리업(KSIC 37)이었고 그 표본 근로자는 993명이었다.

10) 미혼자에 비해 기혼자의 더 높은 생산성은 自己選擇(self selection)의 결과로 볼 수 있다.

로 진행되었다고 할 수 있다. 평균 교육년수의 추정계수는 1996년 0.0475, 1997년 0.0427, 1998년 0.0469로 경제위기 전과 후에 큰 변화가 없었다.

그러나 <표 7>에 의하면 기혼비율의 추정계수는 陽이지만 1997년 0.3995에서 1998년 0.1891으로 감소했고 사무직 비율의 추정계수도 陽이지만 1997년 0.1055에서 1998년 0.0910으로 약간 감소했다. 기혼 및 사무직 근로자에 대한 고용조정은 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되지 않았다고 할 수 있다. 이 결과는 필자들의 예상과는 다른 것으로서 향후 보다 심층적인 분석이 요구된다.

<표 7> 임금 함수의 추정

	1996	1997	1998	3개년(1996~98)
절편	7.2041(0.0341)*	7.1987(0.0334)*	6.8346(0.0353)*	7.1044(0.0197)*
기업체규모 더미				
30~99명	-0.0221(0.0023)*	-0.0326(0.0023)*	-0.0397(0.0025)*	-0.0337(0.0014)*
100~499명	-0.0186(0.0018)*	-0.0434(0.0017)*	-0.0080(0.0019)*	-0.0275(0.0010)*
500명 이상	0.0107(0.0025)*	0.0563(0.0026)*	0.0967(0.0025)*	0.0585(0.0014)*
노조 더미	-0.0982(0.0018)*	-0.0914(0.0019)*	-0.0707(0.0020)*	-0.0855(0.0011)*
연령	0.0446(0.00086)*	0.0459(0.00090)*	0.0538(0.00097)*	0.0485(0.00053)*
연령제곱	-0.00045(0.000011)*	-0.00045(0.000012)*	-0.00054(0.000013)*	-0.00049(0.0000070)*
평균연령	-0.0180(0.00055)*	-0.0205(0.00048)*	-0.0139(0.00050)*	-0.0170(0.00029)*
근속(년)	0.0226(0.00044)*	0.0196(0.00044)*	0.0191(0.00048)*	0.0203(0.00027)*
근속제곱(년)	-0.00024(0.000018)*	-0.00018(0.000018)*	-0.00017(0.000019)*	-0.00019(0.000011)*
평균근속년수	0.0071(0.00043)*	0.0093(0.00042)*	0.0171(0.00043)*	0.0112(0.00025)*
교육년수	-0.0138(0.0023)*	-0.0127(0.0024)*	-0.0019(0.0025)	-0.0099(0.0014)*
교육년수제곱	0.0020(0.000096)*	0.0019(0.000097)*	0.0015(0.00010)*	0.0018(0.000058)*
평균교육년수	0.0475(0.0015)*	0.0427(0.0015)*	0.0469(0.0015)*	0.0447(0.00086)*
기혼 더미	0.0486(0.0023)*	0.0493(0.0022)*	0.0333(0.0023)*	0.0437(0.0013)*
기혼자 비율	0.3524(0.0100)*	0.3995(0.0079)*	0.1891(0.0075)*	0.2896(0.0047)*
사무직 더미	0.1083(0.0021)*	0.1055(0.0021)*	0.0910(0.0022)*	0.1015(0.0013)*
사무직 비율	-0.0340(0.0067)*	0.0637(0.0068)*	0.0493(0.0073)*	0.0306(0.0040)*
관리자 더미	0.1827(0.0026)*	0.1630(0.0025)*	0.1777(0.0025)*	0.1744(0.0015)*
관리자 비율	-0.0582(0.0102)*	-0.2862(0.0094)*	-0.2267(0.0101)*	-0.2027(0.0057)*
1997년 더미				0.0216(0.0010)*
1998년 더미				-0.0495(0.0010)*
F 값	4,622.33	4,793.94	4,506.76	12,856.74
Adj R ²	0.6183	0.6314	0.6317	0.6196
N	116,963	114,705	107,700	339,368

주: 괄호 안은 표준오차임. *는 $p < 0.01$ 에서 유의함. 각 연도의 임금은 소비자물가지수를 이용하여 2000년 불변가격으로 조정하였음. 종속변수는 월 정액급여를 월 정상근무시간으로 나누어 자연로그를 취한 것임. 기업체규모 더미의 기준은 종업원 10~29명이고, 22개의 산업더미가 사용되었음.

자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각년도.

기업의 인적자본의 外部效果가 반드시 기업의 평균만을 통해 이루어지지 않을 수 있다.11) 예를 들어 기업의 상호작용은 그 근로자들이 얼마나 많은 공통의 분모 또는 관심사(common bond)를 가지고 있는가에 의해 영향을 받을 수 있다. 기업의 근로자들이 동

〈표 8〉 임금함수의 추정(분산 추가)

	1996	1997	1998	3개년(1996~98)	1999
절편	7.2195(0.0349)*	7.1487(0.0343)*	7.0520(0.0370)*	7.1686(0.0204)*	7.0199(0.0322)*
기업체규모 더미					
30~99명	-0.0203(0.0023)*	-0.0355(0.0023)*	-0.0379(0.0025)*	-0.0327(0.0014)*	-0.0602(0.0021)*
100~499명	-0.0182(0.0018)*	-0.0445(0.0017)*	-0.0092(0.0019)*	-0.0278(0.0010)*	-0.0520(0.0017)*
500명 이상	0.0092(0.0025)*	0.0415(0.0026)*	0.0955(0.0025)*	0.0524(0.0014)*	0.0319(0.0025)*
노조 더미	-0.0967(0.0019)*	-0.0859(0.0019)*	-0.0615(0.0020)*	-0.0800(0.0011)*	-0.0895(0.0018)*
연령	0.0434(0.00087)*	0.0449(0.00090)*	0.0510(0.00098)*	0.0465(0.00053)*	0.0563(0.00090)*
연령제곱	-0.00043(0.000012)*	-0.00044(0.000012)*	-0.00051(0.000013)*	-0.00046(0.000007)*	-0.00057(0.000012)*
평균연령	-0.0155(0.00061)*	-0.0182(0.00051)*	-0.0109(0.00052)*	-0.0140(0.00031)*	-0.0039(0.00044)*
연령의 분산	-0.00053(0.000057)*	-0.00054(0.000060)*	-0.00099(0.000062)*	-0.00078(0.000034)*	-0.00132(0.000056)*
근속(년)	0.0225(0.00044)*	0.0188(0.00044)*	0.0182(0.00048)*	0.0196(0.00026)*	0.0174(0.00044)*
근속제곱(년)	-0.00024(0.000018)*	-0.00014(0.000018)*	-0.00013(0.000019)*	-0.00016(0.000011)*	-0.00014(0.000018)*
평균근속년수	0.0076(0.00052)*	0.0161(0.00050)*	0.0198(0.00052)*	0.0148(0.00030)*	0.0181(0.00047)*
근속년수의 분산	-0.00019(0.000078)*	-0.00206(0.000076)*	-0.00143(0.000081)*	-0.00130(0.000045)*	-0.00186(0.000080)*
교육년수	-0.0130(0.0024)*	-0.0104(0.0024)*	-0.0052(0.0026)	-0.0096(0.0014)*	-0.0236(0.0024)*
교육년수제곱	0.0020(0.000097)*	0.0018(0.000098)*	0.0016(0.00010)*	0.0018(0.000058)*	0.0025(0.000098)*
평균교육년수	0.0464(0.0016)*	0.0493(0.0016)*	0.0355(0.0017)*	0.0425(0.00095)*	0.0258(0.0014)*
교육년수의 분산	0.00077(0.00046)*	0.00472(0.00044)*	-0.00185(0.00048)*	0.00149(0.00027)*	-0.01210(0.00045)*
기혼자 더미	0.0502(0.0023)*	0.0517(0.0022)*	0.0374(0.0023)*	0.0468(0.0013)*	0.0380(0.0020)*
기혼 비율	0.3015(0.0109)*	0.2974(0.0084)*	0.1227(0.0077)*	0.2089(0.0049)*	0.0355(0.0068)*
사무직 더미	0.1087(0.0021)*	0.1060(0.0021)*	0.0904(0.0022)*	0.1017(0.0012)*	0.0937(0.0019)*
사무직 비율	-0.0382(0.0072)*	0.0378(0.0073)*	0.0773(0.0078)*	0.0307(0.0043)*	0.0616(0.0059)*
관리자 더미	0.1828(0.0025)*	0.1634(0.0025)*	0.1781(0.0025)*	0.1748(0.0015)*	0.1754(0.0023)*
관리자 비율	-0.0477(0.0103)*	-0.2548(0.0094)*	-0.1872(0.0102)*	-0.1772(0.0057)*	-0.1621(0.0081)*
1997년 더미				0.0195(0.0010)*	
1998년 더미				-0.0546(0.0010)*	
F 값	4,316.14	4,568.85	4,286.53	12,189.25	5,046.22
Adj R ²	0.6188	0.6367	0.6365	0.6229	0.5899
N	116,963	114,705	107,700	339,368	154,323

주: 괄호 안은 표준오차임. *는 $p < 0.01$ 에서 유의함. 각 연도의 임금은 소비자물가지수를 이용하여 2000년 불변가격으로 조정하였음. 종속변수는 월 정액급여를 월 정상근무시간으로 나누어 자연로그를 취한 것임.

기업체규모 더미의 기준은 종업원 10~29명이고, 22개의 산업더미가 사용되었음.

자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각년도.

11) 적절한 지적과 함께 분석을 개선할 수 있는 제안을 한 심사자에게 감사한다. 인적자본 변수의 분산을 추가한 분석은 심사자의 제안에 근거한다.

질적(homogeneous)일수록 상호작용이 활발할 수 있다. 반면에, 기업의 근로자들이 이질적(heterogeneous)일수록 서로간에 배움의 기회가 많아 상호작용을 통한 인적자본의 外部效果가 클 수도 있다. 이 두 가설들은 모두 기업 근로자들의 인적자본의 분산과 관련이 있으며, 전자는 분산과 근로자 개인의 임금간에 負의 관계를, 후자는 正의 관계를 함의한다.

<표 8>은 사업체 근로자들의 연령 분산, 근속년수 분산, 교육년수 분산을 추가하여 추정한 것이다.¹²⁾ 그리고 사업체간에 연결은 안 되지만 비교를 위해 1999년 자료에 대해서도 추정하였다. 연령 분산의 추정계수는 陰이지만 1997년 -0.00054, 1998년 -0.00099, 1999년 -0.00132로 변화가 심하다. 근속년수 분산의 추정계수도 陰이고 1996~98년의 경우 -0.00130이다. 교육년수 분산의 계수는 1996년 0.00077, 1997년 0.00472, 1998년 -0.00185, 1999년 -0.01210으로 추정되어 그 부호가 일정하지 않고 그 크기의 변화도 심하다.¹³⁾ 대부분의 추정계수들이 陰의 값을 가지므로 기업 근로자들이 동질적일수록 상호작용이 활발하여 인적자본의 外部效果가 커진다고 잠정적으로 판단할 수 있으나 이에 대해서는 좀 더 심층적인 연구가 요구된다.

VI. 결 론

한국 경제는 1997년 말에 경제위기가 터졌지만 1996년 후반기 이후 경기침체가 본격화되면서 기업들은 고용조정을 시행했고 경제위기 이후 더욱 가속화했다. 본고는 이 고용조정 효과의 인력구조와 임금구조 측면에서 살펴보았다. 인력구조의 변화에 대해서는 먼저 「경제활동인구조사」를 사용하였으나 가구조사로서 기업의 인력구조 변화를 알아보는 데 한계가 있고 교육 정도별 자료의 시계열 연결에 문제가 있는 것으로 보여 「임금구조기본통계조사」도 사용하였다. 임금구조의 변화에 대해서는 전적으로 1996~98년 「임금구조기본통계조사」를 사용하였다.

인적자본은 外部效果가 있다고 알려져 있지만 그에 대한 증거는 많지 않고, 특히 기업 내부에서의 인적자본의 外部效果에 대한 연구는 거의 없다. 본고는 기업 내부에서의

12) 이들 분산의 평균과 표준편차는 부록에 있다.

13) 1996년 추정계수의 한계유의수준은 0.094이다.

인적자본의 外部效果에 대한 이론적 모형을 제시했고 그것을 추정했다. 아울러 1997년 경제위기를 전후해서 인적자본의 外部效果의 변화를 알아보고 이를 통해 고용조정이 효율성을 제고하는 방향으로 진행되었는지의 여부를 알아보았다.

교육 인적자본, 근속에 따라 축적되는 인적자본, 기혼자가 가지고 있는 인적자본, 사무직이 가지고 있는 인적자본에 대해서는 正의 外部效果로 추정되는 결과를 얻었다. 평균 교육년수가 1년 더 높은 사업체는 임금이 약 4% 더 높고, 평균 근속년수가 1년 더 긴 사업체는 약 1~2% 더 높다. 사업체의 기혼자 비율이 10%포인트 높아짐에 따라 그 사업체 근로자의 임금이 약 2~4% 높아진다. 사무직의 外部效果의 크기는 미미하다. 그러나 연령이 높은 근로자와 관리자의 인적자본에 대해서는 負의 外部效果로 추정되는 결과를 얻었다. 평균 연령이 1년 더 높은 사업체는 임금이 약 1~2% 낮다. 사업체의 관리자 비율이 10%포인트 높아짐에 따라 그 사업체 근로자의 임금이 약 1~3% 낮다.

인적자본의 外部效果에 대한 대체가설들에 대해 본 연구는 산업더미들을 사용하여 통제하려고 하였으나 미진한 면이 있다. 분석의 기간 동안 진행된 기업의 고용조정이 기업의 평균 연령, 근속년수, 교육년수 등에 영향을 주었을 수 있다. 앞으로 이러한 점들에 대한 심층적인 연구가 요구되며 이 연구에 사업체 패널이라는 자료의 특성이 활용될 수 있을 것이다. 또한 본 연구는 사업체 근로자들의 연령 분산, 근속년수 분산, 교육년수 분산에 대해서 그 추정계수를 보고하는 수준에 머무르고 있다. 이에 대한 이론적, 실증적 연구가 기대된다.

경제위기를 전후해서 각 근로자 집단의 外部效果의 증감에 따라 그 근로자 집단에 대한 고용조정의 효율성 제고 여부를 판단하면, 연령별, 근속년수별 고용조정과 관리자에 대한 고용조정은 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되었다고 할 수 있지만, 기혼 근로자와 사무직에 대한 고용조정은 그렇다고 할 수 없다. 기혼 및 사무직 근로자에 대한 고용조정은 기업의 효율성을 제고하는 방향으로 진행되지 않았다고 할 수 있는데 이에 대해서는 추후 보다 심층적인 분석이 요구된다.

인력구조의 변화와 임금구조의 변화를 연계하면 1997년 경제위기를 전후해서 상대적으로 노동공급의 변화보다 노동수요의 감소가 더 컸음을 알 수 있다. 근로자 집단별로는 상대적으로 기혼 근로자의 공급 증가가 수요 변화를 능가했고, 상대적으로 관리자의 수요 증가가 공급 변화보다 더 컸음을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 노동부. 『매월노동통계조사보고서』. 각월.
- 노동부. 『임금구조기본통계조사보고서』. 각년도.
- 朴基性. 『韓國의 熟練形成』. 서울: 한국노동연구원, 1992.
- 장수명·이번송. 「인적자본의 지역별·산업별 분포와 그 외부효과」. 『노동經濟論集』 24권 1호 (2001. 3): 1-33.
- 최강식·정진호. 「한국의 상대적 임금격차 추세 및 요인 분석」. 원고, 2002. 9.
- 최경수. 「고용구조 파악을 위한 고용형태의 분류와 규모의 추정」. 『노동經濟論集』 24권 2호 (2001. 6): 95-123.
- 통계청. 『경제활동인구연보』. 각년도.
- Acemoglu, Daron, and Angrist, Joshua. "How Large Are Human-Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws." B. Bernanke, and K. Rogoff, eds. *NBER Macroeconomics Annuals*, pp. 9-53. Cambridge: MIT press, 2000.
- Becker, Gary S. *Human Capital*. 2nd ed. Chicago: University of Chicago Press, 1975.
- Lucas, Robert E., Jr. "On the Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics* 22 (1) (July 1988): 3-42.
- Lucas, Robert E., Jr. "Making a Miracle." *Econometrica* 61 (2) (March 1993): 251-272.
- Rauch, James E. "Productivity Gains from Geographical Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities." *Journal of Urban Economics* 34 (3) (November 1993): 380-400.

부 록

〈부표 1〉 연령, 근속년수, 교육년수의 분산의 평균과 표준편차

	1996		1997		1998		3개년(1996~98)		1999	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
연령의 분산	52.69	18.74	50.58	18.33	48.68	18.20	50.70	18.50	47.58	19.30
근속년수의 분산	25.68	16.39	26.20	16.32	26.45	15.58	26.10	16.11	26.78	15.75
교육년수의 분산	4.45	2.17	4.34	2.19	4.24	2.14	4.35	2.17	3.93	1.96

자료: 노동부, 「임금구조기본통계조사」, 각년도.

abstract

The Employment and Structural Changes around the 1997 Economic Crisis

Ki Seong Park and Yong-Min Kim

This paper investigates the employment and wage structural changes that have occurred around the economic crisis in 1997. We propose a theoretical model for external effects of human capital within firms and provide their estimation. When the employment and wage structural changes are considered simultaneously, labor demand decreases seem to more than offset labor supply changes during the period. While educational human capital, human capital accumulated with firm-tenure, human capital of married workers and of white-collar workers are considered to have positive external effects, human capital of relatively-old workers and managerial workers are considered to have negative external effects. We suggest that while employment restructuring with regard to age, tenure, and education and managerial workers during the period have improved the efficiency of firms, those with regard to married and white-collar workers have not.

Key words: employment structure, wage structure, human capital, externalities